

Abonnementen

Beheer abonnementendienst

Lieve Lerno – tel. 03-220 47 21

Abonnementsprijzen 2002*

België

Individueel abonnement	€ 23,55 (950 BEF) (3 jaar: € 61,95 - 2.499 BEF)
Institutioneel abonnement (bedrijven, instellingen, bibliotheken enz.)	€ 37,18 (1.500 BEF) (3 jaar: € 106,59 - 4.300 BEF)
Studentenabonnement	€ 18,59 (750 BEF) (3 jaar: € 49,58 - 2.000 BEF)
Wikingssenioren	€ 22,31 (900 BEF)

Nederland

Individueel abonnement	€ 32,23 (1.300 BEF)
Institutioneel abonnement (verzendingkosten inbegrepen)	€ 43,38 (1.750 BEF)

Alle andere landen

(verzending- en bankkosten inbegrepen) € 45,86 (1.850 BEF)

Los nummer

€ 9,67 (390 BEF)

* Inclusief 6% BTW

Om administratieve redenen kan een besteld abonnement niet geannuleerd worden.

Themanummers en losse nummers

Van een aantal themanummers en ook van nummers uit oudere jaargangen zijn nog exemplaren verkrijgbaar. Voor informatie over de prijs en voor bestellingen kunt u contact opnemen met Lieve Lerno.

Rekeningnummers

KBC Bank 409-6521861-13
Postrekening Nederland 113 087
(t.n.v. UFSIA, 2000 Antwerpen)

Redactieadres

Economisch en Sociaal Tijdschrift
Prinsstraat 13, 2000 Antwerpen

Tel. redactie 03-220 47 23
Tel. abonnementen en boekhouding 03-220 47 21
Website: <http://www.ufsia.ac.be/est/>

Verantwoordelijke uitgever

Paul Roosens, Kanunnik Peetersstraat 146, 2600 Berchem

Economisch en Sociaal Tijdschrift is regularly listed in the *International Current Awareness Services*. Selected material is indexed in the *International Bibliography of the Social Sciences*.

Gerdie Everaert *

Overheidsinvesteringen in België: invloed op macro-economische productie en werkgelegenheid

Trefwoorden: overheidsinvesteringen; macro-economische productie; werkgelegenheid; kostenfunctie

Dit artikel beoogt na te gaan in hoeverre overheidsinvesteringen bijdragen tot macro-economische productie en werkgelegenheid. De a-priori-verwachting is dat, naast de gebruikelijke vraageffecten die verbonden zijn aan overheidsuitgaven, overheidsinvesteringen ook het aanbodpotentieel van een economie ondersteunen. Overheidsinvesteringen zorgen immers voor een uitbreiding van de beschikbare hoeveelheid productiefactoren: de publieke kapitaalvoorraad neemt toe. Naast deze directe impact leveren ze mogelijk ook een positieve bijdrage aan de productiviteit van de bestaande private productiefactoren, arbeid en kapitaal. Negatieve beoordelaars wijzen doorgaans op het 'crowding out'-effect van overheidsuitgaven, waardoor private investeringen worden verdrongen. Daarnaast kan ook een substitutie-effect leiden tot verdringing van de private productiefactoren. Schatting van een translog kostenfunctie voor de Belgische economie over de periode 1965-1996 toont dat de publieke kapitaalvoorraad naast een directe impact ook via een toename van de private investeringen het aanbodpotentieel van de Belgische economie versterkt. Publiek kapitaal en werkgelegenheid blijken echter substituten te zijn.

Inleiding

Het macro-economisch beleid in België – en in de meeste andere Europese landen – is sinds het begin van de jaren tachtig in belangrijke mate ingegeven door de overtuiging dat duurzame economische groei en lage

* Universiteit Gent, Vakgroep Sociale Economie

werkloosheid een stabiele macro-economische omgeving behoeven, d.w.z. een omgeving die gekenmerkt is door prijsstabiliteit en gezonde overheidsfinanciën. In de loop van de jaren negentig werd deze overtuiging geformaliseerd in het Verdrag van Maastricht en in het Stabiliteits- en Groeipact: lage inflatie, een sterke munt en evenwicht op de begroting werden expliciet als belangrijkste macro-economische doelstellingen naar voren geschoven.

Wanneer we aan het begin van de 21ste eeuw de balans van dit beleid opmaken, dan blijkt dat België de gestelde doelstellingen heeft bereikt. Ten eerste is de regering er, na jaren van zware budgettaire sanering, in geslaagd de begroting vanaf 2000 in evenwicht te brengen. Recente ramingen tonen dat, ondanks de zwakke conjunctuur, ook voor 2002 een begroting in evenwicht kan worden verwacht. Voor de komende jaren wordt zelfs een bescheiden overschot vooropgesteld. Daarnaast is ook de inflatie reeds sinds het begin van de jaren negentig volledig onder controle.

Of de bereikte macro-economische stabiliteit automatisch tot hogere economische groei en lage werkloosheid leidt, blijft echter een open vraag. Consistent met de overtuiging van de beleidsmakers zien we in de praktijk alvast dat de economische groei in België in 2000 bijna 4% bedroeg, de beste prestatie sinds 1988, terwijl de werkloosheidsgraad gevoelig werd teruggedrongen. Deze sterke prestatie neemt echter niet weg dat in 2000 nog steeds 8,2% van de beroepsbevolking werkloos was, terwijl slechts 58,8% van de bevolking op beroepsactieve leeftijd (dit zijn 15- tot 64-jarigen) een baan had.¹ Dit is nog steeds bijzonder zwak, zowel vanuit een historisch perspectief als in vergelijking met andere landen. Daarnaast kan de hoge economische groei in 2000 moeilijk als bewijs worden aangevoerd dat de economie op een structureel hoger groeipad is getild. De recente groeivertraging bewijst dit.

Ondanks de herwonnen macro-economische stabiliteit, staan de meeste Europese landen dan ook nog steeds voor een dubbele uitdaging. Ten eerste is er de blijvende noodzaak de hoge schuldgraad verder af te bouwen, vooral om de financiering van de welvaartsstaat ook voor de toekomst veilig te stellen. Ten tweede moet de herwonnen macro-economische stabiliteit nog steeds worden vertaald in een forse toename van de werkgelegenheidsgraad en in structureel hogere economische groei.

¹ Bron: OECD *Statistical Compendium*, 2001/1, *Economic Outlook*.

Beide uitdagingen zijn onlosmakelijk met elkaar verbonden. Enerzijds beïnvloeden de arbeidsmarktprestaties en de economische groei de overheidsfinanciën. Hogere werkloosheid leidt bijvoorbeeld tot een toename van de werkloosheidsvergoedingen en tot een daling van de belastingontvangsten, wat het overheidsbudget onder druk zet. Anderzijds beïnvloedt de samenstelling van het begrotingsbudget de arbeidsmarkt. Het niveau van de belasting op arbeid bepaalt bijvoorbeeld mede de prijs die werkgevers moeten betalen voor arbeid en zodoende ook hun vraag naar arbeid.

Zonder afbreuk te willen doen aan de noodzaak van macro-economische stabiliteit, kunnen we zeggen dat, mede door deze wederzijdse feedback, stabiliteit op zich geen voldoende voorwaarde is. Om op alle aspecten (arbeidsmarkt, economische groei en overheidsfinanciën) te scoren, is een adequate beleidsmix van primordiaal belang. Indien ter sanering van de overheidsfinanciën maatregelen werden getroffen die bijvoorbeeld de vraag naar arbeid verminderen, dan kan bezwaarlijk worden gesteld dat de bekomen gezonde overheidsfinanciën heilzaam zijn voor de arbeidsmarkt. De weg die wordt gevolgd om stabiliteit te bereiken, is dus minstens zo belangrijk als het bereiken van stabiliteit op zich.

Dit artikel behandelt één deelaspect van deze beleidsmix, met name de overheidsinvesteringen. De (te testen) uitgangshypothese is dat de publieke kapitaalvoorraad zowel de arbeidsmarkt als het productiepotentieel van een economie op lange termijn ondersteunt. Indien overheidsinvesteringen inderdaad het macro-economisch draagvlak versterken, kan ook worden verwacht dat ze positieve terugkoppelingseffecten naar het overheidsbudget induceren.

1. Afbouw van overheidsinvesteringen

Tabel 1 vergelijkt voor een aantal OESO-landen het gemiddelde niveau van de overheidsinvesteringen (in % van het BBP) in de jaren zeventig met het niveau in de jaren negentig. In het licht van de a-priori-verwachting dat overheidsinvesteringen de macro-economische productie en de werkgelegenheid ondersteunen, is het belangrijk vast te stellen dat in het merendeel van de opgenomen landen de overheidsinvesteringen drastisch zijn teruggedrongen. In België bijvoorbeeld daalde het aandeel van de overheidsinvesteringen in het BBP van bijna 5% in de jaren zeventig

tot beneden 2% in de jaren negentig. Andere landen waar een sterke daling heeft plaatsgevonden, zijn onder meer Denemarken, Ierland en het Verenigd Koninkrijk. Van de opgenomen landen kunnen alleen Finland, Spanje en Portugal een toename voorleggen.

Tabel 1. Evolutie van de overheidsinvesteringen in 18 OESO-landen (% van het BBP).

	inv70	inv90	inv90/ inv70		inv70	inv90	inv90/ inv70
Oostenrijk	5,03%	2,78%	0,55	Japan	9,18%	7,95%	0,85
België	4,84%	1,77%	0,37	Nederland	3,84%	2,56%	0,67
Canada	3,58%	2,45%	0,68	Noorwegen	4,62%	3,46%	0,75
Denemarken	4,17%	1,86%	0,45	Portugal	2,53%	3,84%	1,52
Finland	2,13%	3,08%	1,45	Spanje	2,42%	3,75%	1,55
Frankrijk	3,55%	3,31%	0,93	Zweden	4,60%	2,73%	0,59
Duitsland	3,79%	2,30%	0,61	Zwitserland	4,55%	3,49%	0,77
Ierland	4,85%	2,37%	0,49	VK	5,09%	2,08%	0,41
Italië	3,10%	2,61%	0,84	VS	3,70%	3,32%	0,90

Noot
inv70 (inv90) meet het gemiddelde niveau van de overheidsinvesteringen in 1970-1979 (1990-1999) in % van het BBP (beide in lopende prijzen). De overheidsinvesteringen hebben betrekking op de gezamenlijke overheid (d.i. inclusief de parastatale instellingen en exclusief de overheidsbedrijven).

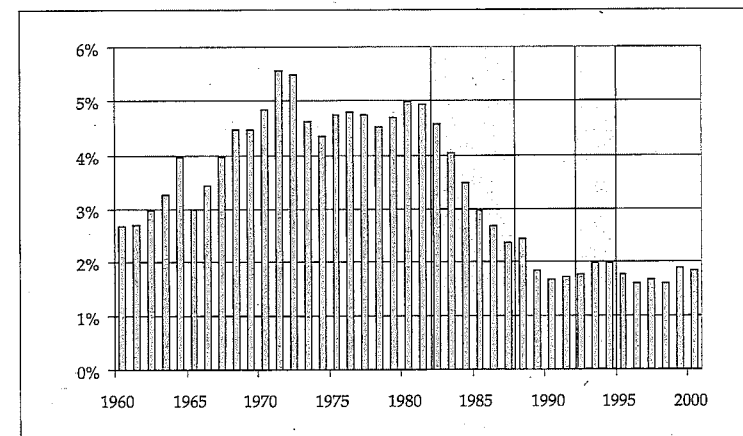
Bron: OECD, *Statistical Compendium*, 2000/1.

Op zich is deze drastische daling van de overheidsinvesteringen ten opzichte van het BBP echter geen bewijs dat het aanbod van publieke kapitaalgoederen tekortschiet. Mogelijk kan de daling logisch worden verklaard door een afname in de vraag naar publieke kapitaalgoederen, wegens bijvoorbeeld een afname van de schoolgaande jeugd of de afwerking van grote infrastructuurwerken zoals het snelwegennet. Figuur 1 suggereert echter een ander verhaal. Deze figuur schetst de evolutie van de overheidsinvesteringen in België over de periode 1960-2000. De grijsgekleurde zones stellen perioden voor waarin de Belgische regering een restrictief begrotingsbeleid² heeft gevoerd. Een eerste saneringsperiode

2 Deze saneringsperioden worden door Heylen en Everaert (2000) afgebakend op basis van een 'significante' stijging van het begrotingssaldo. Concreet worden perioden als saneringsperioden geselecteerd wanneer het cyclisch gezuiverde primaire begrotingssaldo als percentage van het potentiële BBP (i) ten minste gedurende twee opeenvolgende jaren stijgt, (ii) de toename over de volledige periode ten minste 2 procentpunten bedraagt en (iii) stijgt met ten minste 0,25% procentpunten gedurende het eerste jaar.

is 1982-1987. Onmiddellijk valt op dat bijna de volledige daling van de overheidsinvesteringen in deze periode te situeren is. De saneringsperiode in het begin van de jaren negentig heeft tot geen verdere afbouw geleid. Deze grafiek suggereert dus dat de afbouw van de overheidsinvesteringen in belangrijke mate werd ingegeven door een sterk restrictief begrotingsbeleid. Dat de daling van de overheidsinvesteringen zo drastisch was, heeft alles te maken met hun politieke kwetsbaarheid (Oxley en Martin, 1991). De meeste politieke partijen vinden het immers gemakkelijker investeringen terug te dringen dan de belasting op arbeid verder te verhogen of te snijden in overheidslonen of sociale transfers. Consistent met deze heuristische vaststelling tonen De Haan, Sturm en Sikken (1996) op basis van een panel van 22 OESO-landen aan dat de afbouw van de overheidsinvesteringen inderdaad in belangrijke mate werd ingegeven door een sterk restrictief begrotingsbeleid.

Figuur 1. Overheidsinvesteringen (% van het BBP) in België (1960-2000).



Bron: OECD, *Statistical Compendium*, 2000/1.

Gegeven de vaststelling dat de sanering van de overheidsfinanciën in belangrijke mate verantwoordelijk is voor de scherpe terugval van de overheidsinvesteringen in een aantal OESO-landen, is vanuit verschillende hoeken scherpe kritiek geuit op het gevoerde budgettaire beleid. De noodzaak om het investeringsbudget opnieuw op te trekken om de economische groei en de werkgelegenheid te stimuleren, is onder meer

reeds benadrukt door de Europese Commissie (1993), alsook door gereputeerde economen als Drèze en Malinvaud (1994).

2. Macro-economische weerslag van overheidsinvesteringen

Het standaardargument dat wordt aangehaald om een uitbreiding van het investeringsbudget te ondersteunen, is dat overheidsinvesteringen, naast de gebruikelijke vraageffecten die verbonden zijn aan overheidsuitgaven, ook het aanbodpotentieel van een economie ondersteunen. In de eerste plaats zorgen overheidsinvesteringen voor een rechtstreekse uitbreiding van de beschikbare hoeveelheid productiefactoren, d.w.z. de publieke kapitaalvoorraad neemt toe. Naast deze directe impact leveren overheidsinvesteringen mogelijk ook een positieve bijdrage tot de productiviteit van de bestaande private productiefactoren, arbeid en kapitaal. De productiviteit van een vrachtwagen bijvoorbeeld is hoger naarmate er meer en/of beter onderhouden wegen voorhanden zijn. Deze productiviteitstoename kan een opbouw van de private productiefactoren induceren, wat opnieuw het productiepotentieel van de economie op lange termijn ondersteunt.

Negatieve beoordelaars wijzen doorgaans op het bekende 'crowding out'-effect van overheidsuitgaven. In de mate dat de overheid moet lenen om haar hogere overheidsinvesteringen te financieren, zijn rentestijging en verdringing van private investeringen niet uitgesloten. Daarnaast kan de hogere publieke kapitaalvoorraad ertoe leiden dat het productieproces minder intensief gebruik gaat maken van de private productiefactoren: private productiefactoren en publiek kapitaal zijn dan substituten. In de mate dat dit substitutie-effect het positieve productiviteitseffect (cf. supra) overtreft, volgt opnieuw een verdringing van de private productiefactoren.

Over de empirische kwantificering van de macro-economische effecten die verbonden zijn aan de afbouw van de overheidsinvesteringen is vooral op het vlak van de impact op de macro-economische productie een uitgebreide literatuur voorhanden. Het basiswerk werd geleverd door Aschauer (1989a en 1989b). Op basis van econometrische schattingen van een traditionele Cobb/Douglas-productiefunctie, waaraan de productiefactor publiek kapitaal is toegevoegd, toont Aschauer dat de

geobserveerde daling in de overheidsinvesteringen verantwoordelijk is voor een significante daling in de productiviteitsgroei in de Verenigde Staten en in de G7. Aschauer's resultaten impliceren dat een daling van de publieke kapitaalvoorraad met 1% een daling veroorzaakt in de totale factorproductiviteit met 0,39%. Aschauer (1989c) toont verder dat overheidsinvesteringen de private investeringen stimuleren, d.w.z. dat de toename van de rendabiliteit van de private investeringen het 'crowding out'-effect overtreft.

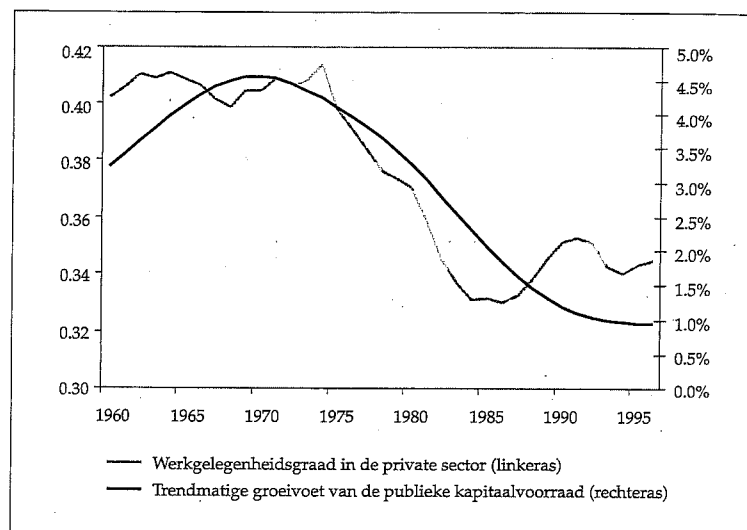
Veel minder aandacht wordt besteed aan de arbeidsmarktimplicaties van overheidsinvesteringen. Figuur 2 is consistent met de a-priori-verwachting dat er op lange termijn een positief verband bestaat tussen overheidsinvesteringen en werkgelegenheid. Deze figuur relateert de jaarlijkse groei van de langetermijntrend in de publieke kapitaalvoorraad³ aan de werkgelegenheidsgraad in de private sector.⁴ Consistent met de bevindingen in andere landen bereikt de trendmatige groei van de publieke kapitaalvoorraad een piek in het begin van de jaren zeventig, waarna een scherpe daling plaatsvindt. Opvallend is dat, met een vertraging van ongeveer 5 jaar, de werkgelegenheidsgraad een min of meer gelijkaardige daling kent, namelijk van ongeveer 41% in de periode 1973-1975 tot 33% tien jaar later.

Naast een analyse van de mogelijke productie-effecten van overheidsinvesteringen in België is de belangrijkste onderzoeksvraag in dit artikel of de in figuur 2 geobserveerde correlatie al dan niet (gedeeltelijk) wordt verklaard door een causaal verband gaande van de publieke kapitaalvoorraad naar de werkgelegenheidsgraad.

3 De trend in de publieke kapitaalvoorraad werd berekend aan de hand van de 'Hodrick-Prescott'-procedure.

4 De werkgelegenheidsgraad in de private sector werd berekend als het percentage van de bevolking op beroepsactieve leeftijd met een baan in de private sector.

Figuur 2. De publieke kapitaalvoorraad en de werkgelegenheid in België (1960-1996).



Bron: OECD, *Statistical Compendium*, 2000/1 en Federaal Planbureau.

3. Methodologie

In navolging van Aschauers baanbrekende bijdrage hebben een aanzienlijk aantal studies de productie-effecten van publiek kapitaal onderzocht. Aanvankelijk werden gelijkaardige resultaten bekomen (zie bijv. Munnell, 1990a en 1990b). Recenter onderzoek trekt deze resultaten echter sterk in twijfel. De meeste economen aanvaardden wel de onderliggende intuïtie in dit onderzoek, maar plaatsen vraagtekens bij de concrete methodologische aanpak. Mogelijke pijnpunten zijn onder meer (i) het niet-stationaire stochastische gedrag van de opgenomen variabelen, (ii) een omgekeerde causaliteitsrelatie en (iii) het endogene gedrag van de private productiefactoren. Indien men naast de directe impact van overheidsinvesteringen op het aanbodpotentieel van de economie ook de mogelijke invloed op de evolutie van de private productiefactoren wil testen, dan is de zeer restrictieve structuur van de Cobb/Douglas-productiefunctie een bijkomend belangrijk probleem. Dergelijke specificatie laat immers geen complementariteit tussen de productiefactoren toe,

aangezien de substitutie-elasticiteit tussen productiefactoren op 1 is vastgepind.

In een poging om deze problemen op te lossen, werd in de literatuur een waaier aan meer valabele empirische benaderingen voorgesteld. De conclusies die uit dit onderzoek kunnen worden getrokken, zijn echter niet eenduidig: sommige bevestigen Aschauers resultaten, andere verwerpen ze. Een algemeen overzicht van de belangrijkste methoden en resultaten is te vinden in Sturm, Kuper en De Haan (1997).

Met het oog op de analyse van de invloed van overheidsinvesteringen op de vraag naar private productiefactoren, arbeid en kapitaal, lijkt vooral het schatten van een kostenfunctie een interessant alternatief voor Aschauers productiefunctiebenadering. Op voorwaarde dat aan een aantal restricties is voldaan, kunnen uit deze kostenfunctie, naast alle relevante kenmerken van de onderliggende productietechnologie (dualiteit), immers ook de determinerende factoren van de vraag naar private productiefactoren worden afgeleid. Op die manier wordt bovendien het endogene gedrag van de productiefactoren expliciet in de analyse opgenomen. Daarnaast biedt het schatten van een flexibele specificatie (cf. infra) van de kostenfunctie het voordeel dat de substitutie-elasticiteit tussen productiefactoren niet langer op 1 is vastgepind. Merk op dat het niet-stationaire stochastische gedrag van de opgenomen variabelen en de mogelijkheid van een omgekeerde causaliteitsrelatie niet expliciet in deze methodologie worden behandeld.⁵

De meeste studies op basis van deze kostenfunctiebenadering komen tot het besluit dat de publieke kapitaalvoorraad de productiekosten in de private sector doet afnemen en de vraag naar privaat kapitaal stimuleert. Keerzijde van de medaille is echter dat uit een aantal van deze studies blijkt dat publiek kapitaal en arbeid substituten zijn. Een overzicht van deze resultaten is te vinden in Sturm, Kuper en De Haan (1997). Het voorliggende artikel tracht de resultaten in deze tak van de literatuur uit te breiden naar de Belgische economie. Het theoretisch kader waarop de kostenfunctiebenadering is gesteund, wordt geschetst in sectie 4. De empirische vertaling is terug te vinden in sectie 5. Sectie 6 rapporteert de empirische resultaten.

⁵ Zie Sturm, Kuper en De Haan (1997) voor een overzicht van de artikelen die expliciet op de analyse en de mogelijke remediëring van deze problemen zijn gericht.

4. Het model: de kostenfunctie en haar eigenschappen

De standaardmanier waarop infrastructuur in de aanbodzijde van de economie wordt geïntroduceerd, is door de traditionele productiefunctie uit te breiden met de publieke kapitaalvoorraad. Algebraïsch kan dit als volgt worden voorgesteld:

$$Y = f(x, A, KG), \text{ met } x = (K, E, M). \quad (1)$$

Deze productiefunctie relateert de in de private sector gecreëerde reële output Y aan de ingezette hoeveelheid privaats kapitaal K , de ingezette hoeveelheid arbeid E , het volume geïmporteerde intermediaire inputfactoren (materialen, energie, ...) M en de ingezette hoeveelheid publiek kapitaal KG , gegeven de stand van de technologie A . Een toename in één van deze productiefactoren of een verbetering van de technologie resulteert in een toename van de geproduceerde hoeveelheid.

A. Specificatie van de kostenfunctie

Bedrijven worden verondersteld hun totale kosten,

$$C = P_E E + P_K K + P_M M \quad (2)$$

te minimaliseren, gegeven (i) de exogeen bepaalde vraag naar hun producten Y , (ii) de exogeen bepaalde factorprijzen voor arbeid, kapitaal en geïmporteerde materialen (P_E , P_K en P_M respectievelijk), (iii) de specificatie van de productietechnologie die is weergegeven in vergelijking (1) en (iv) de exogeen bepaalde omgevingsfactoren A en KG .⁶ De te minimaliseren Lagrange-functie is dus:

$$L = P_E E + P_K K + P_M M - \lambda [Y - f(x, A, KG)] \quad (3)$$

6 De publieke kapitaalvoorraad en de stand van de technologie zijn verondersteld exogeen te worden bepaald en zijn aldus als onvergoede productiefactoren opgenomen in de analyse. Publiek kapitaal wordt geleverd door de overheid die zich, zeker op lange termijn, financiert door middel van belastingen. Aangezien de belastingen die betaald worden door bedrijven, globaal genomen onafhankelijk zijn van de gebruikte hoeveelheid publiek kapitaal, kan de publieke kapitaalvoorraad worden beschouwd als een onvergoede productiefactor.

De oplossing van dit minimalisatieprobleem resulteert in de volgende kostenfunctie:

$$C = c(\dot{Y}, \dot{P}, \dot{K}G, \dot{A}), \text{ met } P = (P_E, P_K, P_M). \quad (4)$$

De algemene specificatie van de kostenfunctie in vergelijking (4) dient nu te worden geconcretiseerd door het veronderstellen van een specifieke functionele vorm. Een bijzonder populaire specificatie is de 'transcendental logarithmic' (translog) kostenfunctie. Deze specificatie kan worden beschouwd als een tweede-orde logaritmische Taylorreeksbenadering van een arbitraire kostenfunctie. Concreet betekent dit dat de translog een heel flexibele specificatie is, in staat om een grote verscheidenheid aan functionele vormen te vatten. Formeel kan de translog kostenfunctie als volgt worden geschreven:

$$\begin{aligned} \ln(C) = & \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(P_i) + \sum_I \alpha_I \ln(I) + 1/2 \sum_i \sum_j \alpha_{ij} \ln(P_i) \ln(P_j) \\ & + 1/2 \sum_I \sum_J \alpha_{IJ} \ln(I) \ln(J) + 1/2 \sum_i \sum_I \alpha_{iI} \ln(P_i) \ln(I) \\ & + 1/2 \sum_I \sum_i \alpha_{iI} \ln(I) \ln(P_i) \end{aligned} \quad (5)$$

waarbij i en j variëren over het domein van de variabele inputfactoren (E , K , M) en I en J variëren over het domein van output (Y) en de vaste inputfactoren (KG , A).

Op basis van 'Shephard's lemma' kan de vraag naar de variabele productiefactoren eenvoudig worden bepaald door de kostenfunctie af te leiden naar de respectieve factorprijzen:

$$\begin{aligned} E = \frac{\partial C}{\partial P_E} \Leftrightarrow S_E = \frac{E \cdot P_E}{C} = \frac{\partial \ln(C)}{\partial \ln(P_E)} &= \left[\alpha_E + \sum_i \alpha_{E,i} \ln(P_i) + \sum_I \alpha_{E,I} \ln(I) \right] \\ K = \frac{\partial C}{\partial P_K} \Leftrightarrow S_K = \frac{K \cdot P_K}{C} = \frac{\partial \ln(C)}{\partial \ln(P_K)} &= \left[\alpha_K + \sum_i \alpha_{K,i} \ln(P_i) + \sum_I \alpha_{K,I} \ln(I) \right] \\ M = \frac{\partial C}{\partial P_M} \Leftrightarrow S_M = \frac{M \cdot P_M}{C} = \frac{\partial \ln(C)}{\partial \ln(P_M)} &= \left[\alpha_M + \sum_i \alpha_{M,i} \ln(P_i) + \sum_I \alpha_{M,I} \ln(I) \right] \end{aligned} \quad (6)$$

waarbij S_i ($i = E, K, M$) de aandelen van de onderscheiden variabele inputfactoren in de totale kosten voorstellen.

B. Eigenschappen van de productietechnologie

Opdat de translog kostenfunctie alle relevante karakteristieken van de productiefunctie (1) zou kunnen vatten (dualiteit), moet aan de volgende voorwaarden zijn voldaan:

(i) *Symmetrie*

$$\alpha_{ij} = \alpha_{ji}, \alpha_{ii} = \alpha_{ii}, \alpha_{ij} = \alpha_{ji} \quad (7)$$

(ii) *Homogeniteit in de factorprijzen*. Deze voorwaarde zorgt ervoor dat – bij constante output en een constant volume onvergoede inputfactoren – een proportionele stijging van de factorprijzen geen effect heeft op de intensiteit waarmee productiefactoren worden ingezet in het productieproces, d.w.z. dat enkel de relatieve prijzen relevant zijn in het optimalisatieproces. Formeel betekent homogeniteit in de factorprijzen:

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_j \alpha_{ij} = 0, \sum_{ii} \alpha_{ii} = 0 \quad (8)$$

(iii) De kostenfunctie moet *positief* zijn voor positieve inputprijzen en een positief productieniveau.

(iv) De kostenfunctie moet *monotoon* toenemen met stijgende inputprijzen en stijgende output.

(v) *Concaviteit in de factorprijzen* verzekert dat de oplossing van het optimalisatieprobleem leidt tot minimalisatie van de totale kosten en niet tot maximalisatie.

Indien aan de voorwaarden gesteld in (i)-(v) is voldaan, kunnen uit de schatting van de translog kostenfunctie dus alle relevante eigenschappen van de onderliggende productietechnologie worden afgeleid. Het in deze studie belangrijkste aspect is de informatie die de kostenfunctie biedt met betrekking tot de impact van de publieke kapitaalvoorraad op de werking van de private sector.

De bereidheid tot betalen voor publiek kapitaal meet de kostenbesparing die de publieke kapitaalvoorraad in de privé-sector met zich meebrengt. Deze bereidheid tot betalen kan worden berekend aan de hand van de schaduwprijs P_{KG}^S van publiek kapitaal:

$$P_{KG}^S = -\frac{\partial C}{\partial KG} = -\frac{C}{KG} \frac{\partial \ln(C)}{\partial \ln(KG)} = -\frac{C}{KG} \varepsilon_{C,KG} \quad (9)$$

Concreet meet de schaduwprijs de daling in de totale kosten van de privé-sector veroorzaakt door één bijkomende eenheid publiek kapitaal. Nauw hiermee verbonden is de publieke kapitaal elasticiteit van de output ($\varepsilon_{Y,KG}$). Deze meet de invloed van publiek kapitaal op de productiecapaciteit van de economie. Om deze elasticiteit te berekenen, moeten we teruggaan naar de Lagrange-functie in vergelijking (3). De eerste afgeleide van de Lagrange-functie met betrekking tot de publieke kapitaalvoorraad is gelijk aan:

$$\frac{\partial L}{\partial KG} = -P_{KG}^S = -\lambda \frac{\partial f}{\partial KG} \quad (10)$$

Merk dat in het optimum λ gelijk is aan de marginale kosten, $\partial C / \partial Y$. Dit impliceert dat de $\varepsilon_{Y,KG}$ kan worden berekend als:

$$\varepsilon_{Y,KG} = \frac{\partial \ln f}{\partial \ln(KG)} = \frac{P_{KG}^S \cdot KG}{C} \frac{\partial \ln(C)}{\partial \ln(Y)} = -\frac{\varepsilon_{C,KG}}{\varepsilon_{C,Y}} \quad (11)$$

Naast het totale effect op de totale productiekosten en de outputcapaciteit, is uiteraard de impact van de publieke kapitaalvoorraad op de vraag naar de verschillende productiefactoren van bijzonder belang. Deze impact wordt berekend aan de hand van de elasticiteit van de variabele inputfactoren met betrekking tot de publieke kapitaalvoorraad. Formeel:

$$\varepsilon_{i,KG} = \frac{\partial \ln(x_i)}{\partial \ln(KG)} = \frac{\alpha_{i,KG}}{S_i} - \frac{P_{KG}^S \cdot KG}{C} = \frac{\alpha_{i,KG}}{S_i} - S_{KG} \quad (12)$$

De eerste term aan de rechterzijde van deze vergelijking meet de impact van de publieke kapitaalvoorraad op de aandelen van de productiefactoren in de totale kosten. Indien $\alpha_{i,KG} > 0$, dan neemt het aandeel in de totale kosten van de productiefactor x_i toe bij een stijging van de publieke kapitaalvoorraad. Indien $\alpha_{i,KG} < 0$, dan resulteert een toename in de publieke kapitaalvoorraad in een afname van het aandeel van de productiefactor x_i in de totale kosten. De tweede term aan de rechterzijde van vergelijking (12) zou men het schaduwaandeel (S_{KG}) van de publieke kapitaalvoorraad in de totale kosten kunnen noemen. Indien de schaduw-

prijs van de publieke kapitaalvoorraad positief is, meet S_{KG} de daling in de private productiefactoren die nodig is om een bepaalde hoeveelheid output Y te produceren veroorzaakt door een toename van de publieke kapitaalvoorraad. De eerste term meet dus eigenlijk de 'zuivere' substitutie-effecten tussen de private productiefactoren en de publieke kapitaalvoorraad, terwijl de tweede term het kostenbesparend effect van een uitbreiding van de publieke kapitaalvoorraad vat.

Verder kan uit de kostenfunctie ook de elasticiteit van de output met betrekking tot de variabele productiefactoren worden berekend op basis van de Lagrange-functie:

$$\frac{\partial L}{\partial x_i} = 0 = P_i - \lambda \frac{\partial f}{\partial x_i} \Leftrightarrow \varepsilon_{Y,i} = \frac{\partial \ln f}{\partial \ln(x_i)} = \frac{P_i x_i}{C} \frac{\partial \ln(C)}{\partial \ln(Y)} = \frac{S_i}{\varepsilon_{C,Y}} \quad (13)$$

De kostenfunctie toont ook of onderliggende productietechnologie wordt gekenmerkt door toenemende, afnemende of constante schaalvoordelen. Een noodzakelijke voorwaarde opdat de maatstaf van de schaalvoordelen constant zou zijn over de volledige steekproefperiode is dat de productiefunctie homogeen is. De productiefunctie in vergelijking (1) is homogeen van de orde ϕ in zowel de variabele (E, K, M) als de vaste productiefactor (KG) indien de kostenfunctie homogeen is van de orde $1/\phi$ in Y en KG . Conrad en Unger (1987) tonen aan dat in geval de productiefunctie homogeen is de volgende vergelijking geldt:

$$\frac{\partial \ln(C)}{\partial \ln(Y)} + \frac{1}{\phi} \frac{\partial \ln(C)}{\partial \ln(KG)} = \frac{1}{\phi} \quad (14)$$

Vergelijking (14) is voldaan indien de volgende restricties opgaan:

$$\alpha_Y + \frac{1}{\phi} \alpha_{KG} = \frac{1}{\phi} \quad (15)$$

$$\alpha_{h,Y} + \frac{1}{\phi} \alpha_{h,KG} = 0 \quad h \equiv E, K, M, Y, A, KG$$

De productiefunctie wordt gekenmerkt door constante schaalopbrengsten over alle productiefactoren indien $\phi = 1$. Indien $\phi > 1$, zijn er toenemende schaalopbrengsten. Merk dat de homogeniteitsrestrictie in vergelijking (14) ervoor zorgt dat ϕ constant is over de volledige steekproefpe-

riode. Indien aan deze restrictie niet voldaan is, is ϕ een functie van inputprijzen en output.

Ten slotte kunnen uit de kostenfunctie ook de substitutie-elasticiteiten tussen de variabele inputfactoren worden afgeleid. Blackorby en Russell (1989) tonen aan dat de gangbare maatstaf van Allen en Uzawa geen goede indicator is voor de mate van substitutie indien wordt gewerkt met meer dan twee inputfactoren. In dat geval is elke substitutiemaatstaf immers inherent asymmetrisch, terwijl de maatstaf van Allen en Uzawa per definitie symmetrisch is. Als alternatief schuiven Blackorby en Russell (1989) daarom een maatstaf die is opgesteld door Morishima naar voren. Deze definieert de substitutie-elasticiteit als de reactie van de optimale hoeveelheidsratio (x_i/x_j) op een wijziging in de prijsverhouding (P_i/P_j) onder de restrictie dat enkel de prijs van de inputfactor x_i in de verhouding P_i/P_j variabel is:

$$\sigma_{ij}^M = \frac{P_i C_{ij}}{C_j} - \frac{P_i C_{ji}}{C_i} = \varepsilon_{ji} - \varepsilon_{ji} \quad (16)$$

In tegenstelling tot de elasticiteiten van Allen en Uzawa is de maatstaf van Morishima asymmetrisch.

5. Empirische specificatie

A. Data en steekproefperiode

De hierboven beschreven kostenfunctie wordt geschat op basis van jaargegevens voor de periode 1965-1996 voor de Belgische economie. De data zijn afkomstig uit verschillende bronnen: P_E en E uit *OECD Economic Outlook*; K , KG en Y uit de Nationale Rekeningen van het Belgisch Federaal Planbureau en P_M en M uit de statistieken van de buitenlandse handel van de Nationale Bank van België.

De kapitaalvoorraden K en KG betreffen brutomaatstaven. Brutokapitaalvoorraden worden gedefinieerd als de gecumuleerde investeringen uit het verleden min de investeringen in activa die uit de kapitaalvoorraad werden verwijderd. De impliciete veronderstelling is dat onderhoud voldoende is om de efficiëntie van de in de productie aangewende activa op peil te houden tot op het moment dat ze worden vervangen.

Traditioneel worden brutokapitaalvoorraden gebruikt in productie- en kostenfuncties. Nettokapitaalvoorraden houden daarenboven rekening met afschrijvingen en worden meer gebruikt ter bepaling van de marktwaarde van activa.

De factorprijs van privaat kapitaal P_K werd berekend als $(R - \pi^e + \delta_k)P_{inv}$ met R de nominale langetermijnrente (*OECD Economic Outlook*), π^e de verwachte inflatie (berekend als de groeivoet van de langetermijntrend in P_{inv}), δ_k de depreciatievoet van de private kapitaalvoorraad (Belgisch Federaal Planbureau) en P_{inv} de deflator van de investeringen in de private sector (Belgisch Federaal Planbureau).

Op basis van de hoeveelheid variabele inputfactoren en de factorprijzen kan de variabele C worden berekend aan de hand van vergelijking (2).

Aangezien de stand van de technologie (A) in de praktijk niet geobserveerd kan worden, dient hiervoor een benadering te worden gebruikt. Hiertoe werd uit het bij de US Patent and Trademark Office neergelegde aantal patenten een voorraadvariabele gecreëerd op basis van de perpetuele inventarisatiemethode. Aangezien patentgegevens gerelateerd zijn aan onderzoek en ontwikkeling, gebaseerd zijn op objectieve maatstaven en vrij gemakkelijk toegankelijk zijn, werden deze in het verleden reeds door verschillende auteurs gebruikt als benadering voor technologische vooruitgang (zie bijv. Griliches, 1990; Verspagen, 1996). Er moet echter onmiddellijk aan worden toegevoegd dat het gebruik van patentgegevens niet vrij is van kritiek. De discussie hieromtrent valt echter buiten het bestek van dit artikel (zie Keely en Quah, 1998, voor een overzicht van de belangrijkste punten van kritiek). De belangrijkste motivatie voor het gebruik van patentgegevens is dat de hieruit gecreëerde voorraadvariabele sterke gecorreleerd is met zowel de totale factorproductiviteit als voorraadvariabelen op basis van uitgaven voor onderzoek en ontwikkeling (zie Everaert en Heylen, 2001, voor meer details).

B. Flexibiliteit versus efficiëntie

Het grote voordeel van de kostenfunctie vervat in vergelijking (5) is dat ze voldoende flexibel is om een grote verscheidenheid aan alternatieve functionele vormen te vatten. Keerzijde van de medaille is echter dat deze flexibiliteit een groot aantal vrijheidsgraden consumeert. In de

meest vrije vorm dienen 43 parameters te worden geschat. Gegeven het beperkte aantal waarnemingen (32) is dat een onmogelijke opdracht.

Gelukkig kan het aantal te schatten parameters drastisch worden teruggedrongen op basis van de restricties (i)-(v) uit sectie 4. Diewert en Wales (1987) tonen echter aan dat het van bij de start opleggen van globale restricties op de vorm van de kostenfunctie sterke beperkingen op de substitutie-elasticiteiten inhoudt. Om al te restrictieve a-priori-beperkingen te vermijden, werden enkel de restricties (i) en (ii) opgelegd bij het schatten van de translog kostenfunctie. Deze a priori opgelegde restricties brengen het aantal te schatten parameters terug van 43 naar 22. Vervolgens wordt nagegaan of de schattingsresultaten voldoen aan de restricties (iii)-(v). Ook homogeniteit van de productiefunctie en eventueel constante schaalvoordelen worden niet opgelegd maar getest op basis van de schattingsresultaten.

C. Systeemanalyse

In principe kan de translog kostenfunctie afzonderlijk worden geschat, waarna de vergelijkingen voor de factoraandelen eenvoudig uit de schattingsresultaten kunnen worden afgeleid. Wegens 'cross-equation'-restricties kan de efficiëntie van de schattingen echter aanzienlijk worden verhoogd indien de factorvraagvergelijkingen gezamenlijk met de kostenfunctie worden geschat. Merk in dit verband op dat symmetrie en lineaire homogeniteit in factorprijzen (restricties (i) en (ii)) verzekeren dat de som van deze factoraandelen tot 1 sommeert ($S_E + S_K + S_M = 1$). Deze 'adding-up property' impliceert dat slechts twee van de drie factorvergelijkingen lineair onafhankelijk zijn. Een van de factoraandelen is dus redundant en moet bij de schatting van het systeem worden geschrapt. De parameters van de geschrapte vergelijking kunnen naderhand, op basis van de schattingsresultaten en de restricties (i) en (ii), eenvoudig worden berekend. Geheel willekeurig werd de vergelijking voor het factoraandeel van kapitaal geschrapt.

De empirische implementatie van het systeem (5)-(6) vereist de specificatie van een stochastisch kader. Concreet werd aan de kostenfunctie en aan de factorvergelijkingen een willekeurige storingsterm μ_i toegevoegd, met $i = C, E, M$. De vector $\mu_i \equiv \{\mu_C, \mu_E, \mu_M\}$ wordt verondersteld multivariaat normaal verdeeld te zijn met de nulvector als gemiddelde en een niet-singuliere constante covariantiematrix.

Aangezien gewerkt wordt met sterk geaggregeerde data, is het zeer waarschijnlijk dat de inputprijzen endogeen bepaald zijn. Om de hieruit voortvloeiende 'simultaneous equation bias' te vermijden, werd het systeem daarom geschat aan de hand van 'iterative three-stage least squares' (i3SLS). Iteratie van de 3SLS-procedure zorgt ervoor dat de resultaten invariant zijn voor de keuze van welke factorvraagvergelijking wordt geschrapt.

D. Dynamische specificatie

De kostenfunctie en de factorvraag in respectievelijk vergelijking (5) en (6) veronderstellen dat de vraag naar productiefactoren, en dus ook de productiekosten, zich onmiddellijk aanpassen aan wijzigingen in factorprijzen. In de realiteit behoeven dergelijke aanpassingen echter tijd. De empirische specificatie houdt hiermee rekening door de langetermijnrelaties uit te breiden met een kortetermijnaanpassingspad naar het evenwicht aan de hand van een zogenaamd 'error-correction'-model. De concrete specificatie hiervan is terug te vinden in de appendix.

6. Empirische resultaten

De dynamische kostenfunctie (A.2) en de dynamische factorvraagvergelijkingen (A.3) werden geschat aan de hand van i3SLS. Gegeven de beperkte dataset werd de maximale vertraging van de variabelen in het 'error-correction'-model vastgepind op twee.

Alvorens de resultaten te bespreken, dienen we te beklemtonen dat de analyse in dit artikel slechts partieel is. Bij het interpreteren van deze resultaten mag men het feit dat een groot aantal verklarende variabelen als exogeen bepaald werden beschouwd, dan ook niet uit het oog verliezen. Zo houdt de analyse geen rekening met de financiering van de overheidsinvesteringen, waardoor bijvoorbeeld het mogelijke optreden van een 'crowding out'-effect, wat kan wegen op de private investeringen, niet in rekening wordt gebracht. Daarnaast wordt in de analyse ook de totale vraag in de economie exogeen bepaald. Hierdoor werd geen rekening gehouden met de mogelijke positieve vraageffecten geïnduceerd door een uitbreiding van het investeringsbudget van de overheid. Verder is de analyse gebaseerd op data voor de Belgische economie in haar

geheel. Deze aggregatie verbergt mogelijk heterogene of zelfs tegen-gestelde effecten over de verschillende sectoren.

De schattingsresultaten zijn terug te vinden in tabel 2. De eerste belangrijke vaststelling is dat de kostenfunctie voldoet aan de theoretische voorwaarden (i)-(v) (cf. supra), namelijk de voorwaarden dat de productiekosten positief moeten zijn voor positieve factorprijzen en positieve output, monotoon stijgend met factorprijzen en met output en concaaf in de factorprijzen, zijn voldaan. Merk op dat symmetrie en homogeniteit in factorprijzen a priori werden opgelegd. Een statistische analyse van de storingstermen (zie tabel 2) toont dat de schattingsresultaten ook aan de noodzakelijke empirische voorwaarden voldoen: de storingstermen van de kostenfunctie en van de factorvraagvergelijkingen blijken normaal verdeeld te zijn zonder duidelijke tekenen van autocorrelatie. De hoge R^2 -waarden tonen bovendien dat het model in staat is het merendeel van de variantie in de data te verklaren. Homogeniteit van de productiefunctie, d.i. de restricties vervat in vergelijking (15), wordt verworpen door de data en dus niet opgelegd.

De aanpassingscoëfficiënten uit het 'error-correction'-model staan vermeld in de rechterhelft van tabel 2. De parameter die de onmiddellijke aanpassing naar het evenwicht meet (m) is gelijk aan 1,02, wat slechts een minimale rigiditeit in de factoraandelen impliceert. Merk bovendien op dat m statistisch niet significant verschillend is van 1. Dit betekent dat de totale kosten zich heel snel aanpassen aan hun nieuwe optimale niveau wanneer schokken dit evenwicht verschuiven. Een gelijkaardig resultaat is terug te vinden in Nixon en Urga (1999). Deze auteurs concluderen uit deze bevinding dat, ondanks het feit dat de dynamische specificatie voorziet in de mogelijkheid dat de onderscheiden factoraandelen zich met een verschillende snelheid naar het evenwicht aanpassen, de gemeenschappelijke aanpassingscoëfficiënt m zorgt voor een sterke restrictie op de flexibiliteit van de specificatie. Ondanks het feit dat de langetermijnkostenfunctie voldoet aan zowel de theoretische als de statistische vereisten, zijn de kortetermijnparameters dus mogelijk vertekend door een specificatiefout.

Gegeven dat de kostenfunctie voldoet aan de gestelde voorwaarden, kunnen uit de parameters in tabel 2 de eigenschappen van de productiefunctie worden afgeleid. Tabel 3 rapporteert de schaduwprijs van publiek kapitaal, elasticiteiten van de output en de elasticiteit van de private productiefactoren met betrekking tot de publieke kapitaalvoorraad.

Tabel 2. Schattingsresultaten (i3SLS) en analyse van de storingstermen van de dynamische kostenfunctie en de factorraaivergelijkingen (1965-96).^{a,b}

Langetermijnparameters			Kortetermijnaanpassing	
α_0	Cst	14,89 (0,003)	m	1,02 (0,05)
α_E	$\ln(P_E/P_K)$	0,47 (0,01)	b	1,24 (0,19)
α_M	$\ln(P_M/P_K)$	0,41 (0,01)	b_{EM} ($S_{M,t-1}^* - S_{M,t-1}$)	$\ln(P_{E,t})$ 0,55 (0,11)
	$\ln(P_K)$	1,00 -	b_{EK} ($S_{K,t-1}^* - S_{K,t-1}$)	$\ln(P_{E,t})$ 0,93 (0,12)
α_X	$\ln(X)$	0,92 (0,03)	b_{ME} ($S_{E,t-1}^* - S_{E,t-1}$)	$\ln(P_{M,t})$ 0,74 (0,09)
α_{KG}	$\ln(KG)$	-0,28 (0,05)	b_{MK} ($S_{K,t-1}^* - S_{K,t-1}$)	$\ln(P_{M,t})$ 0,60 (0,12)
α_A	$\ln(A)$	0,04 (0,11)	b_{KE} ($S_{E,t-1}^* - S_{E,t-1}$)	$\ln(P_{K,t})$ 0,74 (0,07)
$\alpha_{E,E}$	$\ln^2(P_E/P_K)$	0,14 (0,04)	b_{KM} ($S_{M,t-1}^* - S_{M,t-1}$)	$\ln(P_{K,t})$ 0,78 (0,07)
$\alpha_{M,M}$	$\ln^2(P_M/P_K)$	0,09 (0,05)		
$\alpha_{X,X}$	$\ln^2(X)$	0,48 (0,31)		
$\alpha_{KG,KG}$	$\ln^2(KG)$	-1,41 (0,67)		
$\alpha_{A,A}$	$\ln^2(A)$	-2,92 (1,78)	Analyse van de storingstermen ^c	
$\alpha_{E,M}$	$\ln(P_E/P_K) \cdot \ln(P_M/P_K)$	-0,08 (0,04)	Kostenfunctie $R^2 = 0,998$	
$\alpha_{E,X}$	$\ln(P_E/P_K) \cdot \ln(X)$	-0,32 (0,05)	Normaliteit $\chi^2(2) = 1,86[0,39]$	
$\alpha_{E,KG}$	$\ln(P_E/P_K) \cdot \ln(KG)$	-0,02 (0,08)	Autocorrelatie $\chi^2(4) = 3,36[0,50]$	
$\alpha_{E,A}$	$\ln(P_E/P_K) \cdot \ln(A)$	0,38 (0,16)	Kostenaandeel van E $R^2 = 0,918$	
$\alpha_{M,X}$	$\ln(P_M/P_K) \cdot \ln(X)$	0,35 (0,07)	Normaliteit $\chi^2(2) = 0,69[0,71]$	
$\alpha_{M,KG}$	$\ln(P_M/P_K) \cdot \ln(KG)$	-0,07 (0,07)	Autocorrelatie $\chi^2(4) = 5,60[0,23]$	
$\alpha_{M,A}$	$\ln(P_M/P_K) \cdot \ln(A)$	-0,35 (0,15)	Kostenaandeel van M $R^2 = 0,837$	
$\alpha_{X,KG}$	$\ln(X) \cdot \ln(KG)$	-0,10 (0,36)	Normaliteit $\chi^2(2) = 0,68[0,71]$	
$\alpha_{X,A}$	$\ln(X) \cdot \ln(A)$	-0,70 (0,45)	Autocorrelatie $\chi^2(4) = 5,19[0,27]$	
$\alpha_{KG,A}$	$\ln(KG) \cdot \ln(A)$	2,55 (1,01)		

^a Standaardafwijkingen tussen ronde haakjes, p -waarden tussen vierkante haakjes.

^b Voorafgaand aan de schatting werden alle variabelen genormaliseerd door aftrek van hun steekproefgemiddelde.

^c Test van Jarque-Bera voor normaliteit van de storingstermen en test van Box-Pierce voor vierde-orde-autocorrelatie.

Elk van deze maatstaven werd berekend op basis van steekproefgemiddelden. Laten we starten met de invloed van de publieke kapitaalvoorraad op het private productieproces. De statistisch significant positieve schaduw prijs van publiek kapitaal toont dat overheidsinvesteringen de totale productiekosten doen dalen. De schattingen impliceren dat een toename van de publieke kapitaalvoorraad met 1 euro de totale kosten in de private sector met 0,24 euro doet afnemen. De hieruit berekende publieke kapitaal elasticiteit van de output ($\epsilon_{Y,KG}$) bedraagt 0,31, wat min of meer overeenstemt met de bevinding in Everaert en Heylen (2001).

Tabel 3. Eigenschappen van de productiefunctie a.

Elasticiteit van de output en schaalvoordelen					
$\epsilon_{Y,E}$	0,51 (0,03)	$\epsilon_{Y,K}$	0,13 (0,01)	$\epsilon_{C,Y}$	0,92 (0,03)
$\epsilon_{Y,M}$	0,45 (0,02)	$\epsilon_{Y,KG}$	0,31 (0,05)	$1/\epsilon_{C,Y}$	1,09 (0,04)
		ϕ			1,40 (0,07)
Schaduw prijs van publiek kapitaal en impact op de vraag naar private productiefactoren					
P_{KG}^s	0,24 (0,05)	$\epsilon_{K,KG}$	0,33 (0,29)		
$\epsilon_{E,KG}$	0,32 (0,17)	$\epsilon_{M,KG}$	-0,46 (0,18)		
Substitutie-elasticiteiten van Morishima (σ_{ij}^M)					
σ_{EM}	0,48 (0,17)	σ_{ME}	0,62 (0,20)	σ_{KE}	0,25 (0,10)
σ_{EK}	0,23 (0,10)	σ_{MK}	0,46 (0,14)	σ_{KM}	0,57 (0,18)

^a Geëvalueerd op het steekproefgemiddelde, standaardafwijkingen tussen ronde haakjes.

Voor wat betreft de invloed van de publieke kapitaalvoorraad op de vraag naar de private productiefactoren suggereert het negatieve teken van $\alpha_{E,KG}$ reeds een negatieve invloed op het factoraandeel van arbeid. De positieve schaduw prijs van publiek kapitaal versterkt de afname in de vraag naar arbeid. De combinatie van beide effecten zorgt ervoor dat een toename van de publieke kapitaalvoorraad met 1%, voor een gegeven productiepeil, de vraag naar arbeidskrachten met 0,32% doet dalen. Op het eerste gezicht lijkt dit substitutie-effect vrij groot. Merk echter op dat in 1996 een toename van de publieke investeringen met circa 70% vereist was om de publieke kapitaalvoorraad met 1% op te drijven. Het factoraandeel van privaat kapitaal daarentegen neemt toe met de publieke kapitaalvoorraad ($\alpha_{K,KG} = -\alpha_{E,KG} - \alpha_{M,KG} = 0,09 > 0$). Het netto-effect, na verrekening van het kostenbesparend effect van publiek kapitaal, blijft positief: een toename van de publieke kapitaalvoorraad met 1% zorgt voor een toename in de vraag naar privaat kapitaal met 0,33%. Gegeven de grote standaardfout is dit effect echter niet significant verschillend van nul.

Een maatstaf voor de schaalvoordelen in de productie (ϕ) kan worden berekend door de elasticiteiten $\epsilon_{C,Y}$ en $\epsilon_{C,KG}$ in te vullen in vergelijking (14). Geëvalueerd op het steekproefgemiddelde, wordt de productiefunctie gekenmerkt door toenemende schaalvoordelen over alle productiefactoren ($\phi = 1,40$). De hoge waarde voor ϕ moet vooral in combinatie met de gemiddelde impact van de benadering voor technologie (A) worden geïnterpreteerd. De niet-significante coëfficiënt α_A in de kostenfunctie suggereert dat de gecumuleerde patentgegevens, binnen de huidige context, niet zo'n goede indicator voor technologische vooruitgang

zijn. Het grootste deel van de totale factorproductiviteit wordt verklaard door (i) toenemende schaalvoordelen over de private productiefactoren ($1/\varepsilon_{C,Y} = 1,09$) en (ii) de positieve publieke kapitaal elasticiteit van de output ($\varepsilon_{Y,KG} = 0,31$), wat de schaal elasticiteit voor alle productiefactoren op 1,40 brengt.

De elasticiteit van de output met betrekking tot de private productiefactoren ligt in de lijn van de verwachtingen. Ten slotte rapporteert tabel 3 ook de substitutie-elasticiteiten van Morishima tussen de variabele productiefactoren. De resultaten suggereren dat alle private inputfactoren substituten zijn.

Besluit

Dit artikel gaat de invloed na van overheidsinvesteringen op het aanbodpotentieel van de Belgische economie met specifieke aandacht voor de evolutie van de werkgelegenheid. Om de voornoemde effecten te analyseren, werd een systeem, bestaande uit een dynamische translog kostenfunctie en de hieruit afgeleide factorvraagvergelijkingen, geschat.

De resultaten tonen aan dat, ceteris paribus, een toename van de publieke kapitaalvoorraad de productiekosten in de private sector doet afnemen. Meer specifiek: een toename van de publieke kapitaalvoorraad met 1 euro doet de productiekosten in de private sector, voor een gegeven output, met 0,24 euro afnemen. Deze bevinding impliceert dat de publieke kapitaalvoorraad het aanbodpotentieel van de Belgische economie ondersteunt. Wanneer de kostenfunctie wordt gerelateerd aan de productiefunctie, dan blijkt immers dat deze schaduwprijs kan worden vertaald in een significant positieve publieke kapitaal elasticiteit van de output: een toename van de publieke kapitaalvoorraad met 1% doet de output in de private sector, voor een gegeven volume private productiefactoren, toenemen met 0,31%.

De vermeend positieve impact op het aanbodpotentieel van de economie suggereert dat de Belgische overheid er goed aan doet haar investeringsbudget op te drijven. Ondanks dit positieve effect is een onconditionele verhoging van het investeringsbudget echter niet wenselijk. Op basis van ten minste twee argumenten is enige terughoudendheid genodigd. Ten eerste moeten de voordelen die verbonden zijn aan hogere

overheidsinvesteringen steeds worden afgewogen tegen de voordelen van een snellere afbouw van de hoge overheidsschuldgraad. Vooral indien de overheidsinvesteringen slechts met een aanzienlijke vertraging de macro-economische productie ondersteunen, kan het optrekken van het investeringsbudget op korte termijn aanzienlijk op de begroting wegen.

Ten tweede toont de kostenfunctie dat publiek kapitaal en arbeid substituten zijn. Concreet zorgt een toename van de publieke kapitaalvoorraad met 1% voor een afname van de vraag naar arbeid met 0,32%. Dit betekent dat de schijnbaar positieve correlatie in figuur 2 tussen de trendmatige groei in de publieke kapitaalvoorraad en de werkgelegenheidsgraad in de private sector wordt veroorzaakt door de evolutie in een derde variabele, die zowel overheidsinvesteringen als werkgelegenheid simultaan beïnvloedt. Een mogelijke kandidaat is de snelle toename van de overheidsschuld, die de regering ertoe heeft aangezet zowel de overheidsinvesteringen terug te dringen als de belasting op arbeid op te voeren.

Ondanks de schijnbaar negatieve relatie tussen publiek kapitaal en werkgelegenheid, mag echter niet uit het oog worden verloren dat de schatting gebaseerd is op een brede definitie van de publieke kapitaalvoorraad. Deze bevat wegen, gebouwen, materieel, ... in het bezit van de federale overheid, de gewesten en gemeenschappen, de lokale overheden en de sociale zekerheid. De geschatte negatieve relatie impliceert niet dat elke component uit het investeringsbudget een substitutie van arbeid met zich meebrengt. Wil de overheid de voordelen van hogere overheidsinvesteringen ook vertalen in hogere werkgelegenheid, dan dient zij er op toe te zien dat geïnvesteerd wordt in projecten waarvan kan worden verwacht dat zij complementair zijn met arbeid. Investeringsin op opleidingsfaciliteiten voor en in mobiliteit van structurele werklonen lijken hierbij een voor de hand liggende keuze. Verder vormen overheidsinvesteringen – wegens hun positieve invloed op productie – een mogelijk belangrijke begeleidende maatregel bij structurele hervormingen van de arbeidsmarkt.

Appendix A. 'Error-correction'-specificatie

Veronderstel dat S_t en S_t^* driedimensionale vectoren zijn die respectievelijk de feitelijke en de evenwichtsaandelen van de productiefactoren E , K en M in de totale kosten in periode t bevatten. Een algemeen 'error-correction'-mechanisme, dat de aanpassing van de feitelijke kostenaandelen aan de evenwichtsaandelen vat, kan als volgt worden geschreven:

$$\Delta S_t = A \Delta S_t^* + (A+B)(S_{t-1}^* - S_{t-1}) \quad (\text{A.1})$$

met A en B driedimensionale vierkante matrices die de aanpassingscoëfficiënten bevatten. A vat de onmiddellijke impact van wijzigingen in het langetermijnevenwicht op de feitelijke factoraandelen. B bevat de verdere geleidelijke aanpassing naar het evenwicht.

Gegeven dat het systeem van factorvergelijkingen singulier is (cf. supra), zijn een aantal restricties op deze aanpassingscoëfficiënten noodzakelijk. Een voldoende voorwaarde opdat aan de 'adding-up property' van de factoraandelen zou zijn voldaan, is (i) $v' A = m v'$ en (ii) $v' B = b v'$, met v de eenheidsvector en m en b scalaire getallen. Merk op dat dezelfde 'adding-up property' impliceert dat een van de factorvergelijkingen in het systeem in vergelijking (A.1) redundant is. Het resultaat hiervan is echter dat de parameters in de matrix B niet individueel identificeerbaar zijn. Aangezien b niet bekend is, is enkel de ratio b_{11}/b_{21} bijvoorbeeld geïdentificeerd. Urga (1996) en Allen en Urga (1999) lossen dit probleem op door simultaan met het systeem van factorvergelijking de volgende dynamische kostenfunctie te schatten:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(C)_t = & m \Delta \ln(C^*)_t + (1-m) \sum_i S_{i,t-1} \Delta \ln(P_{i,t}) + b(\ln(C^*)_{t-1} - \ln(C)_{t-1}) \\ & + \sum_i \sum_j b_{ij} (S_{j,t-1}^* - S_{j,t-1}) \Delta \ln(P_{ij}) + \text{constant}_t \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

Deze kostenfunctie legt een aantal beperkingen op aan de factorvraagvergelijkingen in (A.1). Opnieuw gebruikmakend van 'Shephard's lemma' kunnen de dynamische factorvergelijkingen immers worden beko-

men door deze dynamische kostenfunctie (A.2) af te leiden naar de betreffende factorprijzen:

$$\Delta S_{i,t} = m \Delta S_{i,t}^* + \sum_{j=1}^n k_{ij} (S_{j,t-1}^* - S_{j,t-1}), \quad i = E, M, K \quad (\text{A.3})$$

met $k_{ii} = m + b - \sum_{j \neq i} b_{ji}$ en $k_{ij} = b_{ij}$. De confrontatie van (A.1) met (A.3) leert

dat de dynamische kostenfunctie oplegt dat matrix A diagonaal is. De 'adding-up property' impliceert opnieuw dat het systeem in vergelijking (A.3) enkel kan worden geschat indien één van de drie factorvergelijkingen wordt geschrapt. Hierdoor vereist de identificatie van de 6 vrije parameters in de B -matrix twee extra restricties. Zonder verlies aan algemeenheid, wordt de restrictie $B_{11} = b_{11}$ opgelegd.

Bibliografie

- ALLEN, C. en G. URGa (1999), "Interrelated Factor Demands from Dynamic Cost Functions: An Application to the Non-Energy Business Sector of the UK Economy", *Economica*, jg. 66, nr. 263, blz. 403-413.
- ASCHAUER, D.A. (1989a), "Is Public Expenditure Productive?", *Journal of Monetary Economics*, jg. 23, nr. 2, blz. 177-200.
- ASCHAUER, D.A. (1989b), "Public Investment and Productivity in the Group of Seven", Federal Reserve Bank of Chicago, *Economic Perspectives*, jg. 13, nr. 5, blz. 17-25.
- ASCHAUER, D.A. (1989c), "Does Public Capital Crowd Out Private Capital?", *Journal of Monetary Economics*, jg. 24, nr. 2, blz. 171-188.
- BLACKORBY, C. en R.R. RUSSELL (1989), "Will the real elasticity of substitution stand up?", *The American Economic Review*, jg. 79, nr. 4, blz. 882-888.
- CONRAD, K. en R. UNGER (1987), "Ex Post Tests for Short- and Long-Run Optimization", *Journal of Econometrics*, jg. 36, nr. 3, blz. 339-358.
- DIEWERT, W.E. en T.J. WALES (1987), "Flexible Functional Forms and Global Curvature Conditions", *Econometrica*, jg. 55, nr. 1, blz. 43-68.
- DRÈZE, J.H. en E. MALINVAUD (1994), "Growth and Employment: The Scope of a European Initiative", *European Economic Review*, jg. 38, nr. 3-4, blz. 489-504.
- EUROPESE COMMISSIE (1993), "Groei, concurrentievermogen, werkgelegenheid. Naar de 21e eeuw: wegen en uitdagingen (Witboek)", *Bulletin van de Europese Gemeenschappen*, Supplement 6/93.
- EVERAERT, G. en F. HEYLEN (2001), "Public Capital and Productivity Growth. Evidence for Belgium, 1953-1996", *Economic Modelling*, jg. 18, nr. 1, blz. 97-116.
- HAAN, J. DE, J.E. STURM en B.J. SIKKEN (1996), "Government Capital Formation: Explaining the Decline", *Weltwirtschaftliches Archiv*, jg. 132, nr. 1, blz. 13-99.
- HEYLEN, F. en G. EVERAERT (2000), "Success and failure of fiscal consolidation: a multivariate analysis", *Public Choice*, jg. 105, nr. 1-2, 103-124.

- MUNNELL, A.H. (1990a), "Why has Productivity Growth Declined? Productivity and Public Investment", *New England Economic Review*, januari-februari, blz. 3-22.
- MUNNELL, A.H. (1990b), "How does Public Infrastructure affect Regional Economic Performance?", *New England Economic Review*, september-oktober, blz. 11-32.
- NIXON, J. en G. URGAS (1999), "Investment, growth and unemployment. Modelling the supply side of the UK economy", in: C. DRIVER and P. TEMPLE, eds., *Investment, Growth and Employment. Perspectives for Policy*, Londen, Routledge, blz. 221-248.
- OXLEY, H. en J.P. Martin (1991), "Controlling Government Spending and Deficits: Trends in the 1980s and Prospects for the 1990s", *OECD Economic Studies*, nr. 17, blz. 145-189.
- STURM, J.E., G.H. KUPER en J. DE HAAN (1997), "Modelling government investment and economic growth on a macro level: a review", in: S. BRAKMAN, H. VAN EES en S.K. KUIPERS, eds., *Market Behaviour and Macroeconomic Modelling*, Londen, Macmillan, blz. 359-406.
- URGA, G. (1996), "On the identification problem in testing the dynamic specification of factor-demand equations", *Economics Letters*, jg. 52, nr. 3, blz. 205-210.

Abstract

Public Investment in Belgium: Impact on Economic Growth and Employment

This article tries to analyse to what extent public investment contributes to macroeconomic output and employment. A positive contribution can be expected if in addition to standard demand effects resulting from general public spending, public investment supports the supply potential of the economy. First, public investment adds to the available amount of factors of production, i.e. the public capital stock increases. In addition to this direct channel, public investment might contribute to the productivity of available private factors of production, labour and capital. Opponents generally point to possible crowding out of private investment. In addition, demand for private factors of production might decrease due to substitution of labour and private capital for public capital. Estimates of a translog cost function for the Belgian economy over the period 1965-1996 show that besides a direct impact, public capital supports the supply potential of the Belgian economy through an increase in private investment. Public capital and labour appear to be substitutes, though.

August Van Put *

Bedrijfseconomische toetsing van het participatiebedrag volgens de Participatiewet van 22 mei 2001¹

Trefwoorden: financiële participatie; participatiewet 22 mei 2001; participatieterminologie; financiële organisatie; participatiebedrag

Bij de voorstudie tot invoering van een stelsel van financiële participatie moeten een aantal factoren grondig onderzocht en tegenover elkaar worden afgewogen. Dit artikel onderzoekt uitsluitend in welke mate de gebruikelijke financiële organisatievormen van het participatiebedrag overeenstemmen met de Participatiewet van 22 mei 2001. Het risico bestaat immers dat bedrijfseconomen, ingevolge de complexiteit van de Participatiewet, dit belangrijke financiële aspect al te zeer zouden overlaten aan bedrijfsjuristen. Naast een bondige situering van de financiële participatie binnen het kader van de ondernemingsparticipatie volgt een analyse van het participatiebedrag naar financiering, toekenning, berekening en individuele uitkering of verdeling. Bijzondere aandacht wordt besteed aan een verhelderende terminologie.

1 Tekst afgesloten op 31 mei 2002. Tenzij anders aangegeven, verwijzen de tussen haakjes geplaatste artikelen naar de Participatiewet van 22 mei 2001. De verwijzingen naar het *Wetboek van Vennoetschappen* (W.Venn.) betreffen steeds de NV. De auteur dankt twee anonieme referenten voor hun commentaren en opmerkingen.

* Erevoorzitter Mercator Bank (voorheen HBK-Spaarbank); oud-voorzitter en bestuurslid Instituut voor Ondernemingsparticipatie (INOPE).